UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ

***CAMPUS* DE MARECHAL CÂNDIDO RONDON**

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

ANDERSON LUÍS GARLA OLIVEIRA

AJUSTE E AVALIAÇÃO DA TENDÊNCIA E DA PRECISÃO DE MODELOS DE PREDIÇÃO DO PESO FINAL E DA CONVERSÃO ALIMENTAR DE SUÍNOS EM FASES DE CRESCIMENTO E TERMINAÇÃO

Marechal Cândido Rondon

2020

ANDERSON LUÍS GARLA OLIVEIRA

AJUSTE E AVALIAÇÃO DA TENDÊNCIA E DA PRECISÃO DE MODELOS DE PREDIÇÃO DO PESO FINAL E DA CONVERSÃO ALIMENTAR DE SUÍNOS EM FASES DE CRESCIMENTO E TERMINAÇÃO

Dissertação apresentada à Universidade Estadual do Oeste do Paraná como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, Área de Concentração "Nutrição de Não-Ruminantes", para a obtenção do título de "Mestre em Zootecnia".

Orientador: Prof. Dr. Paulo Levi de Oliveira Carvalho

Coorientador: Prof. Dr. Newton Tavares Escocard de Oliveira

Marechal Cândido Rondon

2020

Ficha de identificação da obra elaborada através do Formulário de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da Unioeste.

OLIVEIRA, ANDERSON
AJUSTE E AVALIAÇÃO DA TENDÊNCIA E DA PRECISÃO DE MODELOS DE PREDIÇÃO DO PESO FINAL E DA CONVERSÃO ALIMENTAR DE SUÍNOS EM FASE DE CRESCIMENTO E TERMINAÇÃO / ANDERSON OLIVEIRA; orientador(a), PAULO CARVALHO; coorientador(a), NEWTON OLIVEIRA, 2020.
44 f.

Dissertação (mestrado), Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Campus Marechal Cândido Rondon, Centro de Ciências Agrárias, Graduação em ZootecniaPrograma de Pós-Graduação em Zootecnia, 2020.

1. MODELOS MATEMATICOS. 2. PREDIÇÃO DE RESULTADOS. 3. RETA TENDENCIOSA. 4. RETA NÃO TENDENCIOSA. I. CARVALHO, PAULO. II. OLIVEIRA, NEWTON. III. Título.

ANDERSON LUÍS GARLA OLIVEIRA

Ajuste e avaliação da tendência e da precisão de modelos de predição do peso final e da conversão alimentar de suínos em fase de crescimento e terminação

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia em cumprimento parcial aos requisitos para obtenção do título de "Mestre em Zootecnia", Área de Concentração "Produção e Nutrição Animal", Linha de Pesquisa "Produção e Nutrição de Não-Ruminantes", APROVADA pela seguinte Banca Examinadora:

Orientador / Presidente – Prof. Dr. Paulo Levi de Oliveira Carvalho
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) - *Campus* de Mal. Cândido Rondon

Membro – Prof. Dr. Ricardo Vianna Nunes
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) - *Campus* de Mal. Cândido Rondon

Membro – Prof. Dr. Paulo Cesar Pozza
Universidade Estadual de Maringá (UEM)

Marechal Cândido Rondon, 25 de outubro de 2019.

DEDICATÓRIA

A Deus, que me concedeu a oportunidade de estar aqui;

Aos meus pais, Norival (*in memoriam*), e minha mãe, Neusa, que sempre me incentivaram ao estudo;

À minha esposa, Jéssica, pelo apoio para seguir minha caminhada;

À minha filha, Melissa, alegria de nossas vidas;

À minha irmã, Fernanda, e sobrinha, Maria Eduarda;

AGRADECIMENTOS

Ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná, *Campus* de Marechal Cândido Rondon, pela oportunidade de realização do mestrado e por todo o apoio prestado;

À Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Zootecnia;

Ao Professor Dr. Paulo Levi de Oliveira Carvalho, pela dedicada orientação;

Ao professor Dr. Newton Tavares Escocard de Oliveira, pela disponibilidade, atenção e contribuição, contribuindo de forma imensa para a realização desse trabalho;

Aos colegas Janslller Luiz Genova, Liliana Bury e Josiane Volpato, pela colaboração e os ensinamentos compartilhados;

A todos os professores e funcionários do Centro de Ciências Agrárias da UNIOESTE, que de alguma forma contribuíram no desenvolvimento deste trabalho.

AJUSTE E AVALIAÇÃO DA TENDÊNCIA E DA PRECISÃO DE MODELOS DE PREDIÇÃO DO PESO FINAL E DA CONVERSÃO ALIMENTAR DE SUÍNOS EM FASES DE CRESCIMENTO E TERMINAÇÃO

RESUMO - O objetivo do trabalho foi verificar a capacidade de modelos matemáticos para previsão de resultados zootécnicos nas fases de crescimento e de terminação na suinocultura. Foram obtidas informações de 663 registros de desempenho médio de lotes de 2013 a 2015, com peso médio dos animais no alojamento entre 5,7 kg e 28,4 kg, de uma empresa localizada no oeste do Paraná. Foi realizada uma triagem dos valores médios de desempenho e obtidas informações para a formação de um banco de dados referente à descrição das variáveis mensuradas dos lotes analisados: números de animais alojados no lote (NA), peso médio do lote no alojamento (PMA), idade média do lote no alojamento (IMA), número de animais alojados no lote no final da criação (NAF), peso médio do lote no final da criação (PMF), idade média do lote no final da criação (IMF), consumo por cabeça por dia (CCD), consumo por cabeça no período de criação (CCAB), mortalidade (MORT), ganho de peso diário (GPD) e conversão alimentar (CA). Os dados foram classificados em oito categorias oriundas da combinação de dois períodos do ano (P): de novembro a abril (P_1) e de maio a outubro (P_2), e quatro tamanhos de granja (TG): NA $\leq$ 1000 (TG_1); 1001 $\leq$ NA $\leq$ 2000 (TG_2); 2001 $\leq$ NA $\leq$ 3000 (TG_3) e NA > 3000 (TG_4). Foi procedida a análise dos resíduos padronizados de *Student* (*RStudent*). As equações de regressão estimadas do PMF e da CA em função das regressoras de desempenho, P e TG foram: PMF = -46,13 + 0,00214NA + 0,87467PMA - 0,85194IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD - 0,02151DP*IMA - 0,73775DTG_2*CCD - 0,00129DTG_3*NA (R^2 = 0,9083) e CA = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,50477CCD + 0,01481DP*CCD + 0,00002DTG_2*NA + 0,000037DTG_3*NA (R^2 = 0,5794). Após a substituição dos valores binários para P e TG, foram originadas oito equações-filha para PMF e oito equações-filha para CA. O coeficiente de determinação (R^2) obtido mostrou que a equação de regressão estimada explicou cerca de 58% da variação dos dados de CA em função das regressoras de desempenho, P e TG, sugerindo uma confiabilidade mediana. A IMF apresentou maior correlação com o PMF e explicou 71,25% da variação dos dados de PMF. O CCD apresentou maior correlação com a CA (r_{XY} = 0,7087) do que as demais regressoras. O CCD influenciou positivamente a CA, mas tal influência foi mais intensa para lotes de maio a outubro (0,51958) do que para os de novembro a abril (0,50477). Os resultados indicaram que os valores observados de peso médio de lotes de suínos no final da criação (PMFO) foram

similares aos valores preditos de PMF (PMFP) com o uso dos modelos PMF_E = -46,13 + 0,00214NA + 0,87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD, para granjas com até 1000 suínos alojados de maio a outubro; e PMF_H = -46,13 + 0,00085NA + 0,87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD para granjas acima de 3.000 suínos alojados no período de maio a outubro. Os modelos PMF_E e PMF_H não foram considerados precisos, pois as correlações estimadas entre $PMFP_E$ e $PMFO_E$ (r_{XY} = 89,83%) e $PMFP_H$ e $PMFO_H$ (r_{XY} = 91,67%) foram um pouco menores do que os respectivos valores de índice médio de acerto (1 - ERM_i), de 97,01% para PMF_E e 97,53% para PMF_H.

Palavras-chave: correlação, desempenho zootécnico, equações-filha, modelagem, suinocultura, valores binários

ADJUSTMENT AND EVALUATION OF TREND AND PRECISION OF PREDICTION MODELS OF FINAL AVERAGE WEIGHT AND FEED CONVERSION OF PIGS IN GROWING AND FINISHING PHASES

ABSTRACT - The aim of this work was to verify the performance of mathematical models in the prediction of zootechnical results in swine growth and finishing phases. The data were collected from 663 records of swine batches of average performance, between 2013 and 2015. The animals were with an average weight between 5.7 and 28.4 kg, from a company located in Western Paraná. By screening the mean performance values, the data were obtained on the formation of a database regarding the average variables of the analyzed batch: number of animals housed in the lot (NA), initial average body weight (IABW), initial average age (IAA), number of animals housed at the end of rearing (NAE), final average body weight (FABW), final average age (FAA), feeding intake per animal per day (FIA), feeding intake in the growing phase (FIG), mortality (MORT), daily weight gain (DWG) and feed conversion (FC). The data were classified into eight categories resulting from the combination of two periods of the year (P): from November to April (P_1) and from May to October (P_2), and four farm sizes (FS): NA ≤ 1000 (FS_1); 1001 ≤ NA ≤ 2000 (FS_2); 2001 ≤ NA ≤ 3000 (FS_3) and NA > 3000 (FS_4). Student's standardized residuals (*RStudent*) analysis was carried out. The estimated regression equation of the FABW and CA as a function of the performance regressors, P and FS were: FABW = -46.13 + 0.00214NA + 0.87467IABW - 0.85194IAA + 0.85184FAA + 23.72FIA - 0.02151DP*IAA - 0.73775DFS_2*FIA - 0.00129DFS_3*NA (R^2 = 0.9083) and FC = 1.1762 - 0.00006NA + 0.00335IABW + 0.00091FAA + 0.50477FIA + 0.01481DP*FIA + 0.00002DFS_2*NA + 0.000037DFS_3*NA (R^2 = 0.5794). After the substitution of binary data for the P and FS, eight daughter equations for FABW and eight daughter equations for FC were originated. The coefficient of determination (R^2) showed that the estimated regression equation explained about 58% of the FC data variation as a function of regressors of performance, P and FS, suggesting median reliability. The FAA showed a higher correlation with the FABW, this variable can explain 71.25% of the variations in the FABW data. The FIA was more correlated with FC (r_{XY} = 0.7087) than the other regressors. The FIA positively influenced FC, but this influence was stronger for lots from May to October (0.51958) than those from November to April (0.50477). The results indicated that observed FABW values (FABWO) of pig lots were similar to the predicted FABW values (FABWP) of pig lots using the models $FABW_E$ = -46.13 + 0.00214NA + 0.87467IABW - 0,87345IAA + 0.85184FAA + 23.72FIA, for farmhouses with up to 1,000 housed pigs from May to October

and $FABW_H$ = -46.13 + 0.00085NA + 0.87467IABW - 0.87345IAA + 0.85184FAA + 23.72FIA, for farmhouses above 3,000 housed pigs from May to October. The $FABW_E$ and $FABW_H$ models were not considered precise, due to the estimated correlations between $FABWP_E$ and $FABWO_E$ (r_{XY} = 89.83%) and $FABWP_H$ and $FABWO_H$ (r_{XY} = 91.67%) being lower than their respective average hit index (1 – ARE_i), of 97.01% for $FABW_E$ and 97.53% for $FABW_H$.

Keywords: binary values, correlation, daughter-equations, zootechnical performance, modeling, pig farm

LISTA DE FIGURAS

Figuras 1 e 2. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_E (esquerda) e PMF_H (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação 31

Figuras 3 e 4. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_A (esquerda) e PMF_B (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação 32

Figuras 5 e 6. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_C (esquerda) e PMF_D (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação 33

Figuras 7 e 8. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_C (esquerda) e PMF_D (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação 33

Figuras 9 e 10. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_A (esquerda) e CAM_B (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação 34

Figuras 11 e 12. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_C (esquerda) e CAM_D (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação 35

Figuras 13 e 14. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_E (esquerda) e CAM_F (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação 35

Figuras 15 e 16. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_G (esquerda) e CAM_H (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação 36

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Identidade de modelo de regressão linear múltipla do peso médio do lote no final da criação (PMF) em função de regressoras de desempenho, período do ano e tamanho de granja, para suínos em crescimento e terminação[1] ····· 25

Tabela 2. Equações-filha provenientes de ajuste de modelo do peso médio do lote no final da criação (PMF) em função de regressoras de desempenho, período do ano (P) e tamanho de granja (TG), para suínos em crescimento e terminação[1] ····· 26

Tabela 3. Identidade de modelo de regressão linear múltipla da conversão alimentar (CA) em função de regressoras de desempenho, período do ano e tamanho de granja, para suínos em crescimento e terminação[1] ····· 26

Tabela 4. Equações-filha provenientes de ajuste de modelo da conversão alimentar (CA) em função de regressoras de desempenho, período do ano (P) e tamanho de granja (TG), para suínos em crescimento e terminação[1] ····· 28

Tabela 5. Modelos de 1º grau dos valores observados (Y) em função dos valores preditos de peso médio do lote no final da criação (X) de suínos em crescimento e terminação, de acordo com o período do ano (P) e o tamanho de granja (TG), e valores de coeficiente de determinação (R^2), probabilidade de significância (p) para as hipóteses H_0: $\beta_1 = 0$ e H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, erro relativo médio (ERM), desvio-padrão (entre parênteses), e relação lógica entre coeficiente de correlação de *Pearso*n (r_{XY}) e percentual médio de acerto do modelo (1 - ERM)[1] ····· 30

Tabela 6. Modelos de 1º grau dos valores observados (Y) em função dos valores preditos de conversão alimentar média do lote no final da criação (X) de suínos em crescimento e terminação, de acordo com o período do ano (P) e o tamanho de granja (TG), e valores de coeficiente de determinação (R^2), probabilidade de significância (p) para as hipóteses H_0: $\beta_1 = 0$ e H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, erro relativo médio (ERM), desvio-padrão (entre parênteses), e relação lógica entre coeficiente de correlação de *Pearso*n (r_{XY}) e percentual médio de acerto do modelo (1 - ERM)[1] ····· 34

LISTA DE ABREVIATURAS

NA	Números de animais alojados no lote
PMA	Peso médio do lote no alojamento
IMA	Idade média do lote no alojamento
NAF	Número de animais alojados no lote no final da criação
PMF	Peso médio do lote no final da criação
IMF	Idade média do lote no final da criação
CCD	Consumo por cabeça por dia.
CCAB	Consumo por cabeça no período de criação
MORT	Mortalidade no período de criação
GPD	Ganho de peso diário
CA	Conversão alimentar
P	Período do ano
TG	Tamanho de granja
DTG	Variável *dummy* para tamanho de granja
DP	Variável *dummy* para período do ano

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 14

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA 16

2.1 Acurácia, tendência e precisão: índices zootécnicos 16

2.2 Modelagem matemática na produção animal 17

2.3 Medidas para avaliação de precisão e tendenciosidade de modelos de predição 18

2.4 Modelos de predição da conversão alimentar e do peso médio final 19

3 MATERIAL E MÉTODOS 20

3.1 Etapa de predição 20

3.2 Etapa de validação 22

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO 25

5 CONCLUSÕES 37

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 38

REFERÊNCIAS 39

APÊNDICE 42

APÊNDICE A – Banco de dados utilizado para o ajuste de modelos de predição. 42

1 INTRODUÇÃO

O sistema de criação de suínos passou de um modelo tradicional doméstico para um sistema moderno e intensivo que acompanhou o crescimento dos frigoríficos e agroindústrias, técnicas de modernização agrícola, infraestrutura, melhoramento genético, vacinas, medicamentos, aprimoramento da nutrição, globalização, expansão das exportações, entre outros. As pesquisas na área apoiam o produtor e a agroindústria na busca por soluções e tecnologias para garantir a qualidade da carne suína, seguindo as normas de produção, sanidade e inspeção definidas pelo governo.

Um mapeamento da suinocultura brasileira demonstrou que em 2014 movimentou-se R$ 149.867 bilhões (US$ 44.893 bilhões). Entre os anos de 1995 e 2015, o consumo interno anual subiu de 1.040 toneladas para 2.986 toneladas, e o crescimento foi de 113%. Em apenas duas décadas, o Brasil tornou-se o sexto maior consumidor de carne suína do mundo. O mapeamento prevê que o consumo “per capita” para 2024 nos países desenvolvidos será maior que o dobro (21,9 kg per capta) do que nos países em desenvolvimento (10,4 kg per capta) (ABCS, 2014).

A suinocultura brasileira se destacou pela produção e a exportação, sendo 3,76 milhões de toneladas produzidas (4º lugar mundial) e 693 mil toneladas exportadas (4º lugar mundial) (EMBRAPA, 2017). A Região Sul respondeu por 66,4% do abate nacional de suínos no 1º trimestre de 2018, seguida pelas Regiões Sudeste (18,1%), Centro-Oeste (14,5%), Nordeste (0,9%) e Norte (0,1%) (IBGE, 2018).

A gestão de granjas depende de indicadores de desempenho fáceis de medir e acompanhar, capazes de medir a disponibilidade de caixa, custos e rentabilidade da granja. No Brasil, há grande diversidade de tipos de produtores, predominando a integração das agroindústrias e cooperativas. Além disso, observam-se variados portes de empreendimento e escolaridade dos gestores. Toda essa diversidade traz desafios para medir e acompanhar os principais indicadores de gestão (MIELE et al., 2017).

A elaboração de uma dieta que atenda às exigências nutricionais dos suínos associada à análise de informações zootécnicas essenciais como peso, conversão alimentar, mortalidade, entre outras, são metodologias necessárias e de menor impacto nos investimentos para a análise, a avaliação e a previsão de situações, permitidas pelo conhecimento científico disponível.

Segundo Tokach et al. (2007), as medidas zootécnicas clássicas de desempenho são: ganho de peso diário, consumo diário, conversão alimentar, peso ao abate e mortalidade. Dentre as medidas econômicas, citam-se: o peso total vendido, peso médio dos animais de melhor

preço, número e valor dos descartes, custo e uso da ração, uso das instalações e gasto com medicamentos.

Os modelos matemáticos têm contribuído para a previsão e a avaliação do sistema de produção, visando a melhorar sua performance sob diversas condições, auxiliando desde o planejamento até a tomada de decisões, bem como na redução de custos da produção. Segundo Silva et al. (2015), os modelos matemáticos corretamente validados são ferramentas que permitem prever índices zootécnicos e quantificar de forma objetiva os principais fatores de produção.

Com modelos matemáticos confiáveis e precisos, podem ser previstos o peso de abate de animais com determinada idade e a quantidade de ração consumida por animal, entre outros índices, e assim adotar estratégias produtivas e gerenciais preventivas, otimizando a produção, auxiliando no planejamento e na compra de insumos com consequente diluição de custos fixos, possibilitando a programação de vendas para obtenção de resultados de eficiência econômica.

Neste contexto, os objetivos do presente estudo foram o ajuste de modelos de predição para o peso médio final e a conversão alimentar média de lotes suínos em crescimento e em terminação a partir de valores de índices zootécnicos médios dos lotes, além da avaliação da tendência e da precisão dos modelos ajustados, no contexto de um sistema verticalizado de produção de suínos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Acurácia, tendência e precisão: índices zootécnicos

O sucesso econômico na suinocultura está aliado à tomada de decisões corretas que demandam medidas de precisão da produtividade. Neste sentido, os sistemas de produção brasileiro utilizam cada vez mais os índices zootécnicos no planejamento e na execução das atividades.

A suinocultura moderna é uma atividade altamente tecnificada, com margens de lucro relativamente baixas, determinadas basicamente pelo preço de venda e pelo custo de produção. Desse modo, a produtividade é um fator fundamental para otimizar custos e obter ganhos de escala, determinando a sustentabilidade econômica do empreendimento (ABCS, 2014).

Atualmente, surge um novo conceito na produção de alimentos: “Zootecnia de Precisão”, que visa a fornecer meios ao produtor de monitorar seus empreendimentos de forma prática e alcançar índices produtivos com base em informações geradas por sistemas especializados (PANDORFI et al., 2012).

Fatores relacionados a manejo, nutrição, sanidade, genética e ambiência podem afetar o desempenho dos suínos desde o crescimento até o abate, o que torna importante, do ponto de vista econômico, reconhecê-los e possibilitar sua modificação de acordo com os interesses dos produtores, das indústrias ou das cooperativas do setor (SILVA et al., 2016).

Informações como número de animais alojados, peso médio e idade média do lote no alojamento, número de animais entregues no final da criação, peso médio e idade média do lote no final do alojamento, consumo por cabeça por dia, consumo por cabeça no período de criação, mortalidade, ganho de peso diário e conversão alimentar podem servir de indicadores para avaliação do processo de produção.

A principal função dos indicadores de desempenho é possibilitar a avaliação das variáveis respostas que mostram os pontos que precisam ser melhorados. Medidas de desempenho são utilizadas para indicar pontos fracos e possibilitar a análise dos possíveis problemas que estão causando resultados indesejados. Porém, a tomada de decisão não deve ser baseada em indícios e sim em estudos científicos e testes de acurácia e precisão (FLORES et al., 2002).

O conceito de precisão, fidedignidade ou reprodutibilidade é definido pelo grau de dispersão de medidas repetidas sob as mesmas condições, as quais vão apresentar menor variação, ou seja, uma medida é precisa quando repetida diversas vezes e apresenta resultados semelhantes (LIMA JUNIOR et al., 2013). Thonsen (1997) definiu precisão como uma medida

da concordância entre determinações repetidas de uma mesma grandeza. A precisão é usualmente quantificada como o desvio padrão de uma série de medidas.

2.2 Modelagem matemática na produção animal

Em busca de desenvolvimento econômico, o mercado e as indústrias demandam por novas tecnologias e por estratégias que incorporem a eficiência de dados disponíveis para gerar informações proveitosas no processo de produção.

Os modelos matemáticos têm sido utilizados como parte de pesquisas em diversas áreas da ciência e são caracterizados por uma equação ou um conjunto de equações representativas do comportamento de um sistema biológico (VITTI et al. 2000). O uso desses modelos permite estudar fenômenos complexos com precisão e possibilita acompanhar passo a passo a trajetória de produção e extrapolar com segurança para a população os resultados obtidos nas pesquisas científicas (LOPES et al., 2001).

Modelos matemáticos contribuem na avaliação de novas tecnologias, previsão e avaliação quantitativa do comportamento dos sistemas de produção submetidos sob diversas condições e permitem uma abrangência espaço-temporal muitas vezes inviável à pesquisa experimental. A formalização das fases de planejamento, monitoramento e controle no ciclo administrativo, sendo implantados em sistemas de produção comerciais, produz a oportunidade de apoio à tomada de decisão, baseado em modelos matemáticos, torna-se um importante veículo de difusão de conhecimento científico, aumentando o impacto da pesquisa sobre o sistema de produção (BARCELLOS et al., 2015).

Para Tedeschi et al. (2005), os principais passos são: estabelecimento do propósito do modelo, determinação da melhor combinação de equações empíricas e teóricas para representar as funções fisiológicas dada a disponibilidade de banco de dados, cujas informações são encontradas a nível de campo, e os benefícios e riscos associados com o uso do modelo na produção animal.

Silva et al. (2016) identificaram e quantificaram, por meio de regressão linear múltipla, os fatores de produção que afetam o consumo diário de ração e a conversão alimentar de suínos nas fases de crescimento e terminação, em granjas integradas a uma cooperativa. Os pesos de entrada e de saída dos lotes influenciaram o CDR, e o peso de entrada e a duração do período de engorda, a CA. Os modelos de regressão linear múltipla possibilitaram identificar variáveis de importância e estimar seus efeitos sobre a conversão alimentar e o consumo diário de ração de suínos nas fases de crescimento e terminação. Os autores observaram que à medida que

ambos os pesos aumentam, o CDR também aumenta, uma vez que animais mais pesados consomem mais ração.

2.3 Medidas para avaliação de precisão e tendenciosidade de modelos de predição

A alimentação representa a maior parte do total do custo de produção de suínos. Desta forma, a necessidade de otimizar a eficiência alimentar é uma realidade e será alcançada à medida que a disponibilidade de nutrientes nos alimentos e as necessidades dos suínos para cada nutriente, nos diferentes estágios de desenvolvimento, forem conhecidas (MASCARENHAS et al., 2002).

A conversão alimentar (CA) é o índice zootécnico que representa a razão entre o consumo de ração do animal em um período de tempo pelo seu ganho de peso, sendo diretamente proporcional aos custos da produção. Portanto, a lucratividade da produção suinícola depende da eficiência alimentar.

O peso ao nascer é um dos principais fatores que podem estar relacionados diretamente à sobrevivência do leitão, bem como seu peso no desmame e o desempenho do animal até o momento do abate. Leitegadas desuniformes contribuem para maior variação de peso entre os leitões. O baixo peso ao nascer dos leitões proporciona menores níveis de reservas energéticas corporais, o que ocasiona mais tempo para mamar efetivamente (PANZARDI et al., 2009).

Rehfeldt e Kuhn (2006) relataram que leitões com baixo peso ao nascer apresentaram um pior rendimento de carcaça, percentual de carne e área muscular de lombo e maior percentual de gordura interna em relação aos de elevado peso ao nascer. Esse contexto reforça a necessidade de conhecer especificidades do período e associá-las aos resultados obtidos. Broom e Molento (2004) afirmam que a qualidade dos suínos na terminação está diretamente relacionada com o desempenho destes em fases anteriores.

Para Souza et al. (2004), a moderna suinocultura é voltada à adoção de técnicas que viabilizam a atividade e preconizam o melhor desempenho produtivo dos animais. Os pesos dos leitões do nascimento ao desmame e o ganho diário de peso neste período influenciam diretamente no desenvolvimento dos animais. Assim, é importante considerar as informações ligadas aos fatores que influenciam estas características, para a maximização dos resultados da atividade.

Os fatores citados anteriormente são índices de extrema importância produtiva e devem ser avaliados minuciosamente, pois a partir deles podemos prever situações futuras, como

desempenho de lotes. Conhecer estas características do lote permite um planejamento da produção de modo a reconhecer falhas e aprimorar técnicas, visando a uma maior lucratividade.

2.4 Modelos de predição da conversão alimentar e do peso médio final

Modelos matemáticos podem ser aplicados para correlacionar fatores de produção com desempenho em granjas de crescimento e terminação de suínos. Pierozan et al. (2016) utilizaram a modelagem matemática para identificar e quantificar os principais fatores que afetam a ingestão diária de ração (CDR) e a taxa de conversão alimentar (CA) em unidades de suínos de terminação de crescimento. Foram avaliadas as variáveis: número de animais, peso inicial, peso final e duração da fase. A análise de regressão multivariada indicou que o CDR foi influenciado pelo número de animais na baia e que, para cada quilograma de peso inicial, houve um aumento de aproximadamente 0,008 ± 0,002 kg no CDR e, para cada quilograma de peso corporal, o CDR aumentou aproximadamente 0,01 ± 0,0005 kg.

Borges et al. (2018) identificaram e quantificaram os fatores de produção presentes em granjas de crescimento e terminação (CT) de suínos e determinaram a influência desses fatores no consumo diário de ração (CDR) e na conversão alimentar (CA). Na análise de regressão múltipla, dentre as variáveis que influenciaram significantemente o CDR, observou-se que o peso de saída exerceu um efeito de incremento no CDR. Para cada 1 kg de aumento no peso de saída, os suínos apresentaram acréscimo de 0,004 kg no consumo de ração diário. As variáveis selecionadas para os modelos finais explicaram cerca de 25% e 46% da variância total para CDR e CA, respectivamente. De acordo com os resultados obtidos no estudo, os modelos constituem um instrumento de auxílio efetivo para tomadas de decisões técnicas dentro do setor suinícola.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Etapa de predição

Para a formação de um banco de dados, foram utilizados 663 registros de desempenho médio de lotes de suínos provenientes de uma empresa privada, localizada no município de Toledo, na região oeste do Paraná, com sistema de integração vertical. Nesse sistema, a integradora fornece os animais, insumos e assistência técnica, e o integrado fornece as instalações e a mão de obra, sendo remunerado pelo resultado final dos animais. Dos 663 registros de lotes, 180 foram referentes ao ano de 2013, enquanto 227 foram coletados no decorrer do ano de 2014 e 256 lotes foram catalogados no ano de 2015.

As variáveis avaliadas foram: números de animais alojados no lote (NA), peso médio do lote no alojamento (kg) (PMA), idade média do lote no alojamento (dias) (IMA), número de animais alojados no lote no final da criação (NAF), peso médio do lote no final da criação (kg) (PMF), idade média do lote no final da criação (dias) (IMF), consumo por cabeça por dia (kg) (CCD), consumo por cabeça no período de criação (kg) (CCAB), mortalidade no período de criação (%) (MORT), ganho de peso diário (kg) (GPD) e conversão alimentar (CA).

Os dados coletados foram classificados por período do ano (P) e tamanho de granja (TG). Os lotes de suínos que foram criados entre novembro e abril foram classificados no primeiro período (P_1), e os lotes de suínos alojados entre maio e outubro foram categorizados no segundo período (P_2). As classificações referentes ao TG foram baseadas na realidade das criações de suínos, sendo expressas por: Se $NA \leq 1000$, então $TG = 1$; Se $1001 \leq NA \leq 2000$, então $TG = 2$; Se $2001 \leq NA \leq 3000$, então $TG = 3$; e se $NA > 3000$, então $TG = 4$.

Inicialmente, para diagnóstico de observações influentes e para atender os pressupostos de normalidade, homogeneidade e linearidade dos resíduos dos modelos de regressão linear múltipla, foi procedida a análise dos resíduos padronizados de *Student* (*RStudent*). O critério adotado para identificação de *outliers* foi baseado na curva de distribuição normal, em que valores de *RStudent* maiores que três desvios-padrão, em valor absoluto, foram considerados como influentes e retirados do respectivo banco de dados.

Após a retirada de dados discrepantes ao proceder a análise de resíduos, os resíduos do modelo de regressão, obtidos ao final do *stepwise*, foram avaliados quanto à aderência à distribuição normal, por meio do teste de *Shapiro-Wilk*.

A seguir, a predição dos valores observados de CA e de PMF em função de NA, PMA, IMA, IMF e CCD dos lotes de suínos foi realizada por meio de ajuste de modelos de regressão

linear múltipla, utilizando-se do método dos mínimos quadrados ordinários e de variáveis *dummy* (valores binários) para as regressoras “período” (DP) e "tamanho de granja" (DTG_1, DTG_2 e DTG_3). O procedimento adotado para a seleção de regressoras foi o *stepwise*, em que a primeira regressora incluída no modelo é a que apresenta a maior correlação com a variável resposta.

Inicialmente, foi ajustado o modelo representado por $y_i = b_0 + b_1x_{i1} + b_2x_{i2} + b_3x_{i3} + b_4x_{i4} + b_5x_{i5} + b_6x_{i6} + b_7x_{i71} + b_8x_{i72} + b_9x_{i73} + b_{10}x_{i6}x_{i1} + b_{11}x_{i6}x_{i2} + b_{12}x_{i6}x_{i3} + b_{13}x_{i6}x_{i4} + b_{14}x_{i6}x_{i5} + b_{15}x_{i71}x_{i1} + b_{16}x_{i71}x_{i2} + b_{17}x_{i71}x_{i3} + b_{18}x_{i71}x_{i4} + b_{19}x_{i71}x_{i5} + b_{20}x_{i72}x_{i1} + b_{21}x_{i72}x_{i2} + b_{22}x_{i72}x_{i3} + b_{23}x_{i72}x_{i4} + b_{24}x_{i72}x_{i5} + b_{25}x_{i73}x_{i1} + b_{26}x_{i73}x_{i2} + b_{27}x_{i73}x_{i3} + b_{28}x_{i73}x_{i4} + b_{29}x_{i73}x_{i5} + \varepsilon_i$, com $i = 1, \ldots, n$, em que n é o número de lotes; y_i é a observação média de CA e PMF para o i-ésimo lote; $X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \ldots, x_{i30})^T$ é uma matriz transposta de observações médias das variáveis independentes com 30 linhas e n colunas; $\beta = (b_0, b_1, b_2, \ldots, b_{29})^T$ é um vetor de coeficientes de regressão (parâmetros) a serem estimados e ε_i é um vetor de erros aleatórios, independentes e normalmente distribuídos, com média zero e variância σ^2.

A variável independente X_{i6} é uma variável *dummy* que representou o “período do ano". O valor zero foi a codificação para o primeiro período, referente à criação de lotes de suínos entre novembro e abril, e o valor um, para lotes criados entre maio e outubro. A regressora X_{i7} é uma variável *dummy* que indicou os quatro diferentes tamanhos de granja (TG_1, TG_2, TG_3 e TG_4). O TG_1 foi codificado quando as três classes da variável X_{i7} assumiram o valor zero, ou seja, $X_{i71} = 0$, $X_{i72} = 0$ e $X_{i73} = 0$. O efeito do TG_2 foi expresso quando $X_{i71} = 1$, $X_{i72} = 0$ e $X_{i73} = 0$. O efeito do TG_3 foi codificado quando $X_{i71} = 0$, $X_{i72} = 1$ e $X_{i73} = 0$, e o efeito do TG_4 foi indicado quando ocorreu a codificação $X_{i71} = 0$, $X_{i72} = 0$ e $X_{i73} = 1$.

A verificação da significância de cada parâmetro foi avaliada por meio do teste t parcial, em que a hipótese de nulidade testada foi H_0: $\beta_i = 0$. O nível de significância de 0,05 foi o utilizado em todos os testes de hipóteses.

A ocorrência da multicolinearidade entre as regressoras foi verificada por meio da observação do fator de inflação de variância (FIV) associado a cada regressora, em que $FIV_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$ e R^2 é o coeficiente de determinação da regressão de X_j sobre as outras regressoras do modelo. Regressoras com valores de FIV > 10 foram retiradas do modelo de regressão.

A qualidade de ajuste dos modelos de regressão aos dados de CA e PMF foi avaliada observando-se o valor de coeficiente de determinação (R^2). A precisão das estimativas foi avaliada observando-se os respectivos desvios-padrão.

3.2 Etapa de validação

Na etapa de validação dos modelos, os valores médios de NA, PMA, IMA, IMF e CCD de lotes de suínos com peso corporal médio no alojamento entre 11,88 e 27,65 kg, alojados nos anos de 2017 a 2019, foram substituídos nos 16 modelos de regressão estimados a partir de lotes de suínos criados no período de 2013 a 2015, sendo oito modelos-filho para predição da conversão alimentar média (CAM) e oito modelos-filho para predição do peso médio do lote no final da criação (kg) (PMF), para obtenção dos valores preditos de peso médio final (PMFP) e de conversão alimentar média (CAMP).

Para a realização da análise de validação, os valores observados de PMF (PMFO) e de CAM (CAMO) foram os obtidos a campo, informados em relatório de desempenho da empresa. Em consequência, foram elaborados 16 bancos de dados com pares de respectivos valores de PMFO e PMFP, e de CAMO e CAMP. O tamanho amostral do banco de dados proveniente da empresa foi de 413 lotes de suínos.

Antes de efetuar a predição dos valores de PMFO e CAMO em função dos respectivos valores preditos de PMFP e CAMP, foi procedida a análise dos resíduos padronizados de *Student* (*RStudent*), a fim de diagnosticar observações influentes ou *outliers* que pudessem interferir nas estimativas dos parâmetros β_0 e β_1 da regressão. O critério adotado para identificação de *outliers* foi baseado na curva de distribuição normal, ou seja, valores de *RStudent* maiores que três desvios-padrão, em valor absoluto, foram considerados influentes e retirados do respectivo banco de dados.

O ajuste de modelos de regressão linear de 1º grau ($y_i = b_0 + b_1x_i + \varepsilon_i$) dos valores observados de PMF e CAM, obtidos em resultados de campo, sobre os respectivos valores preditos de PMF e CAM, estimados pelos modelos, foi realizado utilizando-se do método dos mínimos quadrados ordinários, em que y = PMFO ou CAMO e x = PMFP ou CAMP.

A significância das estimativas do parâmetro β_1 foi verificada pelo teste "t" parcial. A hipótese de nulidade (H_0) testada foi H_0: $\beta_1 = 0$ e a hipótese alternativa bilateral (H_a: $\beta_1 \neq 0$). A significância do intercepto não foi testada nas análises.

A ausência de significância para o coeficiente angular (b_1) dos modelos de 1º grau indicou a inexistência de relação linear entre PMFO e PMFP ou CAMO e CAMP, sugerindo a falta de influência dos valores preditos para explicar a variação nos valores observados. Nesse caso, a validação não foi constatada.

O procedimento para verificação da tendência dos modelos de 1º grau e, em consequência, para a verificação da tendência das equações de regressão, estimadas a partir de

valores de desempenho médio de lotes de suínos alojados e criados no período de 2013 a 2015, foi aferida em etapa única. Um modelo foi considerado não tendencioso quando foi aceita a hipótese de nulidade (H_0) conjunta para os parâmetros da regressão linear, em que $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$ versus H_a: Não H_0, ao se aplicar o teste F (MONTGOMERY et al., 2006), situação em que há semelhança entre os valores preditos ($\hat{Y}$) e observados (Y), indicando que os valores de resíduo ($\varepsilon_i = Y - \hat{Y}$) da análise de regressão foram próximos, ou seja, os modelos de regressão múltipla estimados na etapa de predição podem ser usados como ferramenta para gerar valores estimados de PMF e CAM.

Matricialmente, a hipótese de nulidade do modelo linear geral é dada por H_0: $T\beta = \theta$, contra a H_a: $T\beta \neq \theta$, em que, $T = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ uma matriz identidade de ordem 2, $\beta = \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \end{bmatrix}$, um vetor dos parâmetros estimados e $\theta = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$, um vetor coluna relacionado à esperança do vetor β. O valor da estatística F calculada para teste da H_0: $T\beta = \theta$, relacionada à tendência de um modelo, pode ser obtida por $F_{H0} = \frac{\text{Numerador}}{\text{Denominador}} = F_{H0} = \frac{(\beta - \theta)' \times (X'X) \times (\beta - \theta)}{m \times QM_{Res}}$ em que (X'X) é a matriz $\begin{bmatrix} n & \sum_{i=1}^{n} X_i \\ \sum_{i=1}^{n} X_i & \sum_{i=1}^{n} X_i^2 \end{bmatrix}$, X = PMFP ou CAMP, m é o número de equações a serem testadas na H_0 (m = 2) e QM_{Res} é a variância residual na análise de variância da regressão, correspondente à contribuição do independente da regressão.

O valor tabelado da estatística F é dependente do nível de significância (α) pré-estabelecido, de m e dos graus de liberdade do resíduo (n - p), em que n é o número de observações e p (p = 2) é o número de parâmetros do modelo ($F_{\alpha\% (m; n - p)}$).

Para avaliação da precisão dos modelos preditivos do PMF e CAM dos lotes de suínos, inicialmente foi calculado o erro relativo (ER) de cada lote, dado pelas equações ER (%) = |(PMFO - PMFP)/PMFO| × 100 ou ER (%) = |(CAMO - CAMP)/CAMO| × 100, em que PMFO e CAMO são os respectivos valores observados médios de peso final e conversão alimentar, e PMFP e CAMP são os valores preditos médios de peso final e conversão alimentar, respectivamente. Em sequência, foi calculado o erro relativo médio (ERM_i) de cada modelo, dado por $\sum ER_i/n$, com i variando de 1 a n, sendo n o tamanho amostral, obtido de acordo com cada combinação de períodos (novembro a abril (P_1) e maio a outubro (P_2)) e tamanhos de granja ((NA ≤ 1000 (TG_1); 1001 ≤ NA ≤ 2000 (TG_2); 2001 ≤ NA ≤ 3000 (TG_3) e NA > 3000 (TG_4)).

Posteriormente, para cada modelo preditivo foram obtidas as estimativas dos coeficientes de correlação amostral de *Pearson* (r_{XY}) entre PMFP (X) e PMFO (Y) e entre CAMP (X) e

CAMO (Y), que foram comparadas numericamente ao respectivo índice médio de acerto (1 - ERM_i). Um modelo foi considerado preciso se $r_{XY} \geq (1 - ERM_i)$ (MÁFIA et al., 2011).

Na etapa de validação, o nível de significância de 0,05 foi o adotado em todos os testes de hipóteses. Todas as análises estatísticas foram realizadas utilizando-se o *Statistical Analysis System University Edition* (SAS, 2014).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para a predição do peso médio do lote no final da criação (PMF) foram utilizados 655 lotes de um total de 663 lotes. Oito lotes foram descartados, pois seus resíduos padronizados ultrapassaram três desvios-padrão, enquanto para o ajuste do modelo de predição de CA foram utilizados 662 lotes.

A equação de regressão estimada do PMF em função das regressoras de desempenho, período do ano e tamanho de granja foi: PMF = -46,13 + 0,00214NA + 0,87467PMA - 0,85194IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD - 0,02151DP*IMA - 0,73775DTG_2*CCD - 0,00129DTG_3*NA (R^2 = 0,9083) (Tabela 1).

Tabela 1. Identidade de modelo de regressão linear múltipla do peso médio do lote no final da criação (PMF) em função de regressoras de desempenho, período do ano e tamanho de granja, para suínos em crescimento e terminação[1]

Modelo[1]	Regressora	Estimativa do parâmetro	Desvio-padrão	p	FIV	R^2 (%)
PMF (n = 655)	Intercepto	-46,13	2,5507	<0,0001	0	90,83
	NA	0,00214	0,00032	<0,0001	8,09	
	PMA	0,87467	0,06238	<0,0001	4,58	
	IMA	-0,85194	0,03843	<0,0001	4,06	
	IMF	0,85184	0,01464	<0,0001	1,50	
	CCD	23,72	1,0100	<0,0001	1,60	
	DP*IMA	-0,02151	0,00447	<0,0001	1,15	
	DTG_2*CCD	-0,73775	0,25817	0,0044	2,91	
	DTG_3*NA	-0,00129	0,00026	<0,0001	7,21	

[1]NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMA: idade média do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final da criação; CCD: consumo por cabeça por dia; DP: *dummy* de período (novembro a abril (P_1) e maio a outubro (P_2)); DP*IMA: interação entre *dummy* de período e idade média do lote no alojamento; DTG_2: *dummy* de tamanho de granja (TG) 2; DTG_3: *dummy* de TG 3; DTG_2*CCD: interação entre *dummy* de TG 2 e consumo por cabeça por dia; DTG_3*NA: interação entre *dummy* de TG 3 e número de animais alojados no lote; n = número de lotes por modelo; R^2 = coeficiente de determinação; $QM_{(Independente\ da\ regressão)}$ = 10,40375.

Após o ajuste do modelo-mãe, observou-se que os resíduos do modelo seguiram a distribuição normal de probabilidades (p = 0,1120), ao se aplicar o teste de *Shapiro-Wilk*. A normalidade dos resíduos é um dos pressupostos para a execução da análise de regressão utilizando do método dos mínimos quadrados.

A regressora com maior interferência negativa no PMF foi a IMA, e a regressora que menos interferiu negativamente foi a DTG_3*NA (Tabela 1), ou seja, quanto maior a IMA, menor será o PMF estimado. Outras regressoras também apresentaram efeito negativo no PMF, mas com menor magnitude. O alojamento de animais mais jovens teve um impacto previsto positivo para PMF.

Dentre as regressoras que interferiram positivamente no PMF, a de maior estimativa foi a regressora CCD (23,72), seguida pela IMF (0,85184). O grau de associação entre o CCD e o PMF dos suínos foi positivo e de média magnitude ($r_{CCD\ x\ PMF}$) = 0,5477. No entanto, pode-se relatar também que a IMF explicou sozinha 71,25% da variação dos dados de PMF, e que a IMF foi a primeira regressora a ser incluída no modelo, pois apresentou a mais forte correlação com o PMF ($r_{IMF\ x\ PMF}$) = 0,8441. Os resultados apresentados demonstraram que é necessário atentar-se para a correlação entre o alojamento de animais mais pesados (PMA) e o estímulo ao aumento do CCD ($r_{PMA\ x\ CCD}$) = 0,4674.

Após a substituição dos valores binários para período do ano e tamanho de granja, foram originadas oito equações-filha a partir de equação-mãe para PMF (Tabela 2).

Tabela 2. Equações-filha provenientes de ajuste de modelo do peso médio do lote no final da criação (PMF) em função de regressoras de desempenho, período do ano (P) e tamanho de granja (TG), para suínos em crescimento e terminação[1]

P	TG	Modelo de regressão
P_1	TG_1	PMF_A = -46,13 + 0,00214NA + 0, 87467PMA - 0,85194IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD
P_1	TG_2	PMF_B = -46,13 + 0,00214NA + 0, 87467PMA - 0,85194IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD
P_1	TG_3	PMF_C = -46,13 + 0,00214NA + 0, 87467PMA - 0,85194IMA + 0,85184IMF + 22,98CCD
P_1	TG_4	PMF_D = -46,13 + 0,00085NA + 0, 87467PMA - 0,85194IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD
P_2	TG_1	PMF_E = -46,13 + 0,00214NA + 0, 87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD
P_2	TG_2	PMF_F = -46,13 + 0,00214NA + 0, 87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD
P_2	TG_3	PMF_G = -46,13 + 0,00214NA + 0, 87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 22,98CCD
P_2	TG_4	PMF_H = -46,13 + 0,00085NA + 0, 87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD

[1]P_1: período de novembro a abril; P_2: período de maio a outubro; TG_1: granja com até 1000 suínos alojados; TG_2: granja com 1001 a 2000 alojados; TG_3: granja com 2001 a 3000 alojados; TG_4: granja com mais de 3000 alojados.

Para a predição de conversão alimentar (CA) do total de 663 lotes observados, foi retirado um lote devido ao valor do resíduo padronizado ser discrepante, pois ultrapassou três desvios-padrão. Desse modo, a equação de regressão estimada da CA em função das regressoras de desempenho, P e TG foi: CA = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,50477CCD + 0,01481DP*CCD + 0,00002DTG_2*NA + 0,000037DTG_3*NA (R^2 = 0,5794) (Tabela 3).

Tabela 3. Identidade de modelo de regressão linear múltipla da conversão alimentar (CA) em função de regressoras de desempenho, período do ano e tamanho de granja, para suínos em crescimento e terminação[1]

Modelo[1]	Regressora	Estimativa do parâmetro	Desvio-padrão	p	FIV	R^2 (%)
CA	Intercepto	1,1762	0,0668	<0,0001	0	57,94
(n = 662)	NA	-0,00006	0,000009	<0,0001	8,99	
	PMA	0,00335	0,00098	0,0006	1,54	
	IMF	0,00091	0,00037	0,0129	1,29	
	CCD	0,50477	0,02729	<0,0001	1,60	
	DP*CCD	0,01481	0,00340	<0,0001	1,16	
	DTG_2*NA	0,00002	0,000006	0,0019	3,24	
	DTG_3*NA	0,000037	0,000007	<0,0001	7,95	

[1]NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final da criação; CCD: consumo por cabeça por dia; DP: *dummy* de período (novembro a abril (P_1) e maio a outubro (P_2)); DP*CCD: interação entre *dummy* de período e consumo por cabeça por dia; DTG_2: *dummy* de tamanho de granja (TG) 2; DTG_3: *dummy* de TG 3; DTG_2*NA: interação entre *dummy* de TG 2 e número de animais alojados no lote; DTG_3*NA: interação entre *dummy* de TG 3 e número de animais alojados no lote; n = número de lotes por modelo; R^2 = coeficiente de determinação; $QM_{(Independente\ da\ regressão)}$ = 0,00781.

Observou-se que os resíduos do modelo ajustado aos dados de CA (n = 662) foram aderidos pela curva da distribuição normal (p = 0,0711), ao se aplicar o teste de *Shapiro-Wilk*, sugerindo inexistência de dado discrepante.

O método dos mínimos quadrados ordinários tem sido bastante utilizado para a obtenção das estimativas dos parâmetros de modelos de regressão (PELIZZERI et al., 2013; CASTILHO et al., 2015; ESTEVES et al., 2017; OLIVEIRA et al., 2018; OLIVEIRA et al., 2019). Para o modelo-mãe estimado, obtido a partir do ajuste de um modelo que contemplou 30 parâmetros (b_0 a b_{29}), pode-se observar que todas as estimativas dos parâmetros foram significativas ($P<0,05$) ao final do *stepwise*, pois os respectivos desvios-padrão foram proporcionalmente muito inferiores às estimativas obtidas, proporcionando valores calculados da estatística t mais elevados (Tabela 3).

O coeficiente de determinação (R^2) obtido mostrou que o modelo de regressão estimado explicou cerca de 58% da variação dos dados de CA em função das regressoras de desempenho, P e TG, sugerindo uma confiabilidade mediana nas estimativas de CA, ou seja, houve indicação de que cerca de 58% da variação da CA dos lotes de suínos foram explicadas ao se considerar as variáveis independentes que fazem parte do modelo linear múltiplo (Tabela 3).

No entanto, a precisão intermediária do modelo-mãe, dada pelo valor de R^2 (57,94%), não deve ser considerada isoladamente como uma contraindicação ao seu uso na prática zootécnica e industrial, pois é necessária a validação das equações-filha em amostras independentes (OLIVEIRA; WARPECHOWSKI, 2009; CASTILHA et al., 2011; PELIZZERI et al., 2013; CASTILHO et al., 2015; ESTEVES et al., 2017; OLIVEIRA et al., 2018; OLIVEIRA et al., 2019).

Dentre as regressoras selecionadas, observou-se que o CCD apresentou a maior estimativa (0,50477), promovendo um aumento na CA estimada dos lotes, e uma maior correlação com a CA (r_{XY} = 0,7087) do que as demais regressoras, mostrando que foi a primeira regressora a fazer parte do modelo, explicando sozinha a maior parte (50,23%) da variação da CA. Outras correlações importantes com a CA foram: $r_{(PMA\ x\ CA)}$ = 0,4325; $r_{(CCD\ x\ CA)}$ = 0,3198; $r_{(IMF\ x\ CA)}$ = 0,2854 e $r_{(NA\ x\ CA)}$ = -0,2078. Entretanto, Borges et al. (2018) mencionaram que as variáveis independentes explicaram 25% da variação dos dados de CDR e 46% da CA, o que

representou valores diferentes para a explicação da variação dos dados de CDR (41%) e de CA (55%) (SILVA et al., 2015).

Na análise de regressão múltipla com variáveis indicadoras (*dummie*s), a significância (P<0,05) para as *dummies* DP, DTG_2 e DTG_3 permitiu realizar a identidade dos modelos. A significância para a interação DP*CCD (p<0,0001) no modelo-mãe para predição da CA permitiu a modelagem separada da CA, com equações específicas para os lotes de suínos criados de novembro a abril (P_1) e de maio a outubro (P_2). De outro modo, o efeito do NA na diferenciação entre equações estimadas para um mesmo período foi decorrente da presença das regressoras DTG_2*NA e DTG_3*NA no modelo CA (Tabela 3).

A significância para DTG_2*NA no modelo-mãe indicou que há uma equação diferenciada para lotes de suínos criados em granja com tamanho de 2001 a 3000 suínos em relação aos lotes criados em granjas com outros tamanhos amostrais. A significância para DTG_3*NA indicou que a CA de suínos criados em granja com mais de 3000 suínos foi diferenciada em relação à CA de suínos criados em diferentes tamanhos de granja (Tabela 3).

Assim, após a substituição das *dummies* por 0 ou 1 no modelo-mãe, foram originadas oito equações-filha para predição da CA, de acordo com o período do ano (P_1 e P_2) e o tamanho de granja (até 1000 animais (TG_1), de 1001 a 2000 (TG_2), de 2001 a 3000 (TG_3) e mais de 3000 animais (TG_4)) (Tabela 4). Pode-se notar que as estimativas dos parâmetros que diferenciaram as equações-filha por período foram o CCD e o NA (Tabela 4).

Tabela 4. Equações-filha provenientes de ajuste de modelo da conversão alimentar (CA) em função de regressoras de desempenho, período do ano (P) e tamanho de granja (TG), para suínos em crescimento e terminação[1]

P	TG	Modelo de regressão
P_1	TG_1	CA_A = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,50477CCD
P_1	TG_2	CA_B = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,50477CCD
P_1	TG_3	CA_C = 1,1762 - 0,00004NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,50477CCD
P_1	TG_4	CA_D = 1,1762 - 0,000023NA + 0,00335PMA +0,00091IMF + 0,50477CCD
P_2	TG_1	CA_E = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,51958CCD
P_2	TG_2	CA_F = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,51958CCD
P_2	TG_3	CA_G = 1,1762 - 0,00004NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,51958CCD
P_2	TG_4	CA_H = 1,1762 - 0,000023NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF +0,51958CCD

[1]P_1: período de novembro a abril; P_2: período de maio a outubro; TG_1: granja com até 1000 suínos alojados; TG_2: granja com 1001 a 2000 alojados; TG_3: granja com 2001 a 3000 alojados; TG_4: granja com mais de 3000 alojados. NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final da criação; CCD: consumo por cabeça por dia.

Para lotes de suínos criados de novembro a abril, as equações-filha estimadas foram: CA_A = CA_B = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,50477CCD, para lotes de até 1000 e de 1001 a 2000 suínos; CA_C = 1,1762 - 0,00004NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF +

0,50477CCD, para lotes de 2001 a 3000 suínos; e CA_D = 1,1762 - 0,000023NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,50477CCD, para lotes de mais de 3000 suínos (Tabela 4).

Para lotes de suínos criados entre maio e outubro, as equações-filha estimadas foram: $CA_E = CA_F$ = 1,1762 - 0,00006NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,51958CCD, para lotes de até 1000 e de 1001 a 2000 suínos; CA_G = 1,1762 - 0,00004NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,51958CCD, para lotes de 2001 a 3000 suínos; e CA_H = 1,1762 - 0,000023NA + 0,00335PMA + 0,00091IMF + 0,51958CCD, para lotes de mais de 3000 suínos (Tabela 4).

Nota-se que as equações-filha derivadas da CA (Tabela 4) apresentam fácil aplicabilidade, pois o número de suínos alojados no lote (NA), o peso médio do lote de suínos no alojamento (PMA), a idade média do lote de suínos no final da criação (IMF) e o consumo por cabeça por dia (CCD) são regressoras de mensuração fácil e rotineira nos empreendimentos zootécnicos que visam a obtenção de lucro. Além da quantidade de preditoras do modelo, é fundamental observar a facilidade para mensurá-las, tornando menos onerosa e de maior aplicabilidade a utilização de equações (POZZA et al., 2008).

Observou-se que o CCD influenciou positivamente a conversão alimentar (CA), mas tal influência foi mais intensa para lotes de suínos criados de maio a outubro (0,51958) do que para suínos criados de novembro a abril (0,50477) (Tabela 4). Essa influência maior na CA no período de inverno do que no período de verão pode ser explicada, pois os animais direcionam uma parte dos nutrientes ingeridos para manutenção da temperatura corporal, e o padrão de construção dos galpões se aplica para dias quentes.

Pode-se observar que o NA exerceu efeito negativo sobre a CA, com maiores reduções estimadas da CA para lotes de suínos criados em granjas com até 1000 (TG_1) e com 1001 a 2000 suínos (TG_2). Assim, estima-se que quanto maior o número de animais alojados no lote, mais a CA será reduzida. Este resultado apresenta uma constatação prática importante, ou seja, os criadores de suínos devem privilegiar o uso de lotes maiores para melhorar a eficiência alimentar e, consequentemente, aumentar sua lucratividade. Para as categorias FS_4/P_1 e FS_4/P_2, houve uma influência negativa estimada do NA sobre a CA de -0,000023, sugerindo uma redução estimada na CA de 0,115, caso os criadores utilizem lotes com 5000 suínos no alojamento (Tabela 4).

Lotes de animais mantidos em baias com capacidade inferior a vinte animais apresentaram menor CDR e melhor CA (BORGES et al., 2018). Resultados semelhantes foram constatados por Ferguson et al. (2001), em que animais mantidos individualmente tiveram consumo de ração diário superior aos daqueles mantidos em grupos de 13 animais por baia.

Considerando todos os outros parâmetros constantes, a utilização de lotes de suínos com maiores pesos médios no alojamento promove um aumento estimado de 0,00335 na CA, ou seja, o aumento de 10 kg no peso médio do lote causa um acréscimo estimado de 0,0334 na CA, resultando em importante perda econômica para o criador. Tal resultado mostra que os criadores devem dar preferência para o alojamento de lotes de suínos com peso médio menor.

Na etapa de avaliação da tendenciosidade e da precisão dos modelos, os resultados indicaram que os valores observados de peso médio do lote de suínos no final da criação (PMFO) foram similares aos valores preditos de PMF com o uso dos modelos PMF_E = -46,13 + 0,002141NA + 0,87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD, para granjas com até 1000 suínos alojados no período de maio a outubro, e PMF_H = -46,13 + 0,00085NA + 0,87467PMA - 0,87345IMA + 0,85184IMF + 23,72CCD, para granjas com mais de 3000 suínos alojados, também no período de maio a outubro (Tabelas 2 e 5). Para cada lote de suínos, os valores de PMF predito foram obtidos a partir da substituição dos valores de NA, PMA, IMA, IMF e CCD dos lotes de suínos criados no período de 2017 a 2019 nos modelos mencionados.

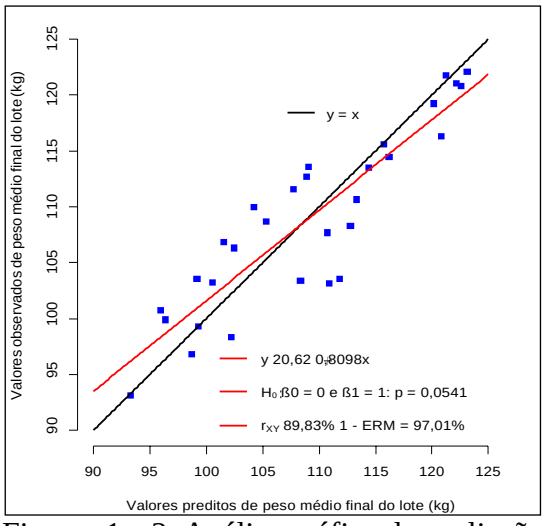
Tabela 5. Modelos de 1º grau dos valores observados (Y) em função dos valores preditos de peso médio do lote no final da criação (X) de suínos em crescimento e terminação, de acordo com o período do ano (P) e o tamanho de granja (TG), e valores de coeficiente de determinação (R^2), probabilidade de significância (p) para as hipóteses H_0: $\beta_1 = 0$ e H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, erro relativo médio (ERM), desvio-padrão (entre parênteses), e relação lógica entre coeficiente de correlação de *Pearson* (r_{XY}) e percentual médio de acerto do modelo (1 - ERM)[1]

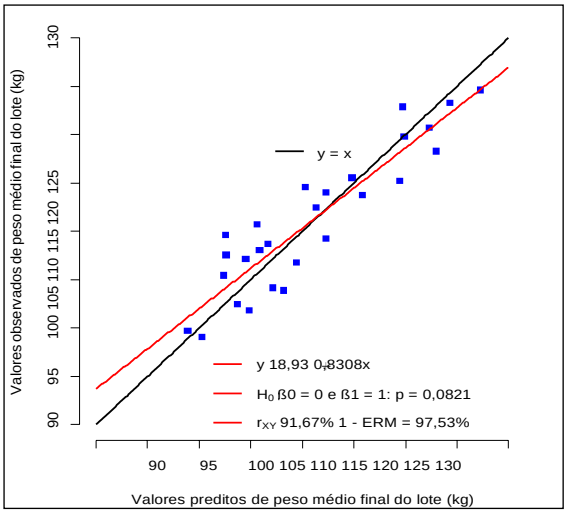
P	TG	Modelo de 1º grau	n	P	Tendência (p)	R^2 (%)	ERM (%)	Precisão (%)
				H_0: $\beta_1 = 0$	H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$			r_{XY}: (1-ERM)
P_1	TG_1	Y_A = 23,75+0,7699X	41	<0,0001	0,0254	64,80	3,38(2,83)	80,50 < 96,62
P_1	TG_2	Y_B = 19,48+0,8064X	102	<0,0001	<0,0001	82,11	2,97(2,39)	90,61 < 97,03
P_1	TG_3	Y_C = 19,85+0,8103X	62	<0,0001	0,0003	81,05	2,50(2,07)	90,03 < 97,50
P_1	TG_4	Y_D = 25,86+0,7518X	30	<0,0001	0,0085	71,05	3,31(2,14)	84,29 < 96,69
P_2	TG_1	Y_E = 20,62+0,8098X	30	<0,0001	0,0541	80,70	2,99(2,06)	89,83 < 97,01
P_2	TG_2	Y_F = 24,57+0,7817X	65	<0,0001	<0,0001	81,83	2,53(1,90)	90,46 < 97,47
P_2	TG_3	Y_G = 26,62+0,7684X	56	<0,0001	<0,0001	85,01	2,48(1,30)	92,20 < 97,52
P_2	TG_4	Y_H = 18,93+0,8308X	27	<0,0001	0,0821	84,03	2,47(1,48)	91,67 < 97,53

[1]P_1: período de novembro a abril; P_2: período de maio a outubro; TG_1: granja com até 1000 suínos alojados; TG_2: granja com 1001 a 2000 alojados; TG_3: granja com 2001 a 3000 alojados; TG_4: granja com mais de 3000 alojados; n = pares de observações da amostra.

Na análise de interceptos e coeficientes angulares da hipótese de nulidade conjunta H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, constatou-se que os modelos PMF_E e PMF_H foram não tendenciosos em relação à reta da condição ideal, dada pela bissetriz do primeiro quadrante, pois os valores de

probabilidade de significância foram de 0,0541 (PMF_E) e 0,0821 (PMF_H) (Tabela 5 e Figuras 1 e 2).





Figuras 1 e 2. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_E (esquerda) e PMF_H (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de PMF (em vermelho)

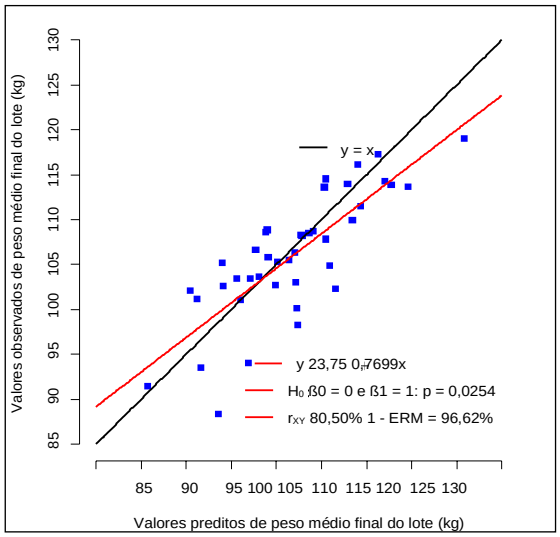
Esses resultados sugeriram que os modelos PMF_E e PMF_H podem ser utilizados como ferramenta para previsão de valores de peso médio do lote no final da criação (PMF) de suínos em fase de crescimento e terminação, criados de novembro a abril e alojados em granjas com até 1000 e com mais de 3000 suínos alojados. Na análise gráfica visual do teste de validação dos modelos PMF_E e PMF_H, pode-se observar que as retas dos modelos lineares de 1º grau apresentaram ângulos com o eixo das abscissas de 39,00 e 39,72º, respectivamente, valores próximos (P>0,05) ao ângulo da reta de condição ideal (y = x), que é de 45º (Figuras 1 e 2).

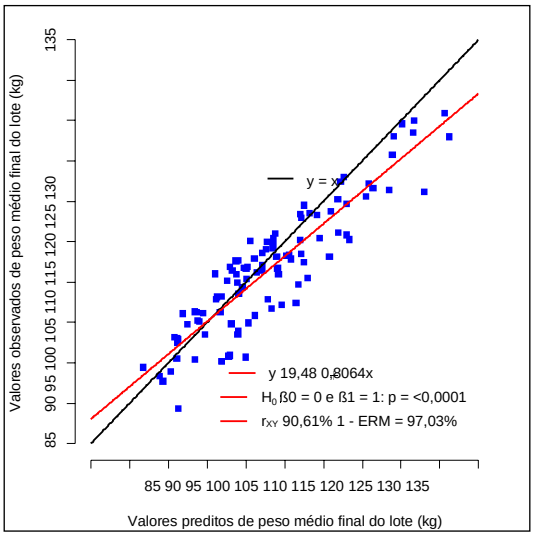
De outro modo, os modelos PMF_E e PMF_H não foram considerados precisos, pois as correlações estimadas entre PMF_E e $PMFO_E$ (r_{XY} = 89,83%) e PMF_H e $PMFO_H$ (r_{XY} = 91,67%) foram um pouco menores do que os respectivos valores de 1 - ERM, de 97,01% para PMF_E e 97,53% para PMF_H (Tabela 5 e Figuras 1 e 2). A não tendenciosidade da equação de primeiro grau dos observados em função dos preditos de PMF_E e PMF_H em relação à reta da condição ideal, representada pela bissetriz do primeiro quadrante, e a falta de alcance para atingir a precisão necessária, mostraram que a acurácia destes modelos foi representada apenas pelos seus respectivos índices de precisão (MONICO et al., 2009).

Vale considerar que o modelo PMF_E apresentou erro relativo médio (ERM) de predição de 2,99 (2,06), enquanto o ERM do modelo PMF_H foi de 2,47% (1,48%). Considerando-se os respectivos valores médios observados de peso médio final do lote de suínos (PMF), de 108,87 e 111,08 kg, a aplicação de tais percentuais nas médias permitiram erros absolutos de 3,26 e

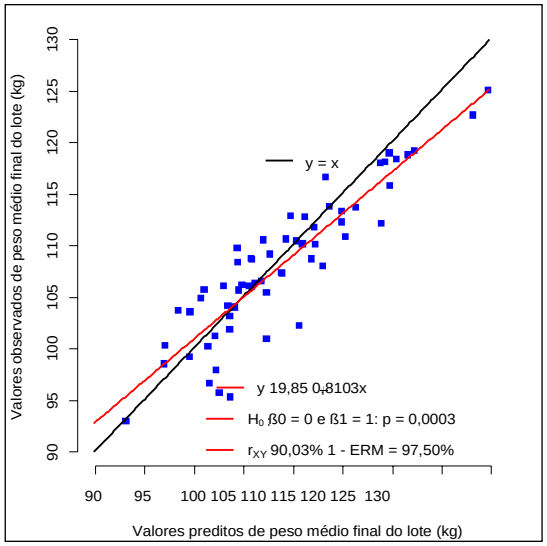
2,74 kg, respectivamente. Os ERM se situaram na faixa de 2,22 a 3,76% (PMF_E) e 1,88 a 3,06% (PMF_H), com 95% de índice de confiança. As amplitudes destas previsões podem ser consideradas de baixa magnitude para estudos da avaliação da precisão de modelos de predição do PMF.

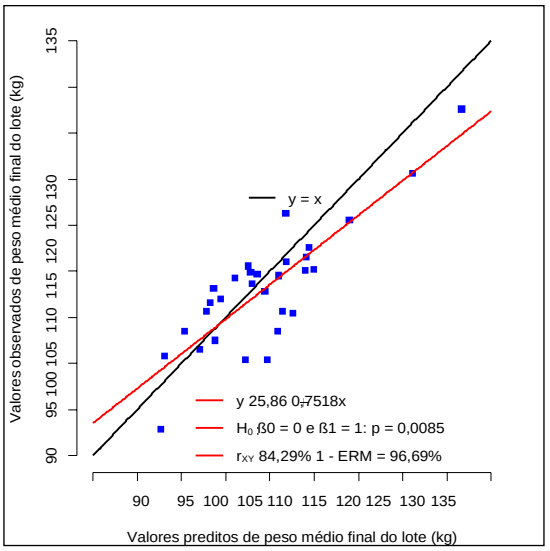
As equações PMF_A, PMF_B, PMF_C, PMF_D, PMF_F e PMF_G apresentaram tendência significativa ($p < 0,05$) e não foram validadas para tal quesito, indicando a presença de erros sistemáticos na mensuração dos valores observados ou nos valores preditos de PMF. A presença de erros sistemáticos nos valores preditos de PMF dos lotes de suínos pode ser decorrente da presença desses erros em alguma mensuração de regressora da equação-filha (NA, PMA, IMA e IMF) (Tabela 2 e Figuras 3 a 8). A ocorrência desses erros é de difícil diagnóstico e identificação.



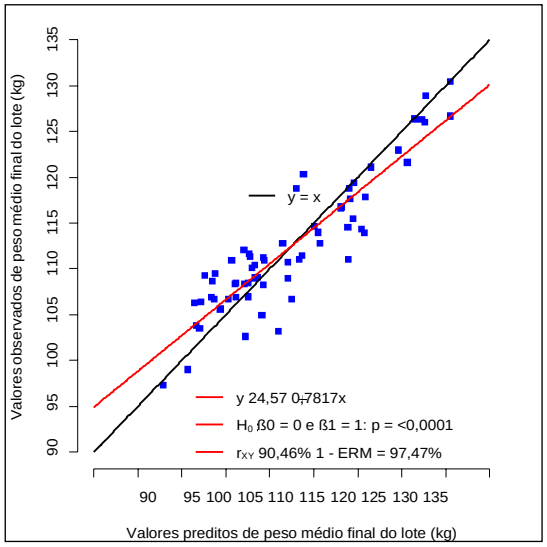


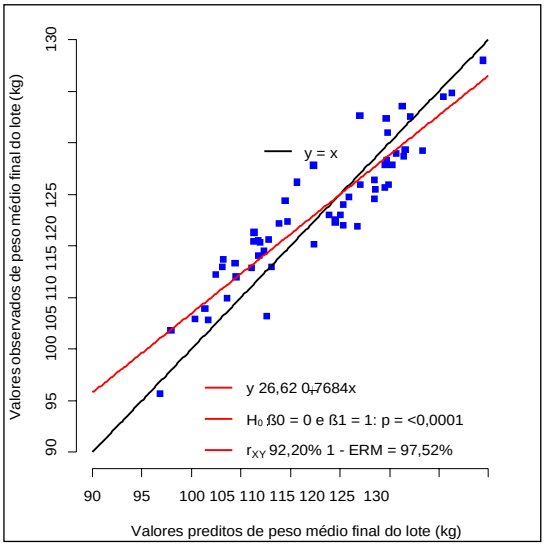
Figuras 3 e 4. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_A (esquerda) e PMF_B (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de PMF (em vermelho)





Figuras 5 e 6. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_C (esquerda) e PMF_D (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de PMF (em vermelho)





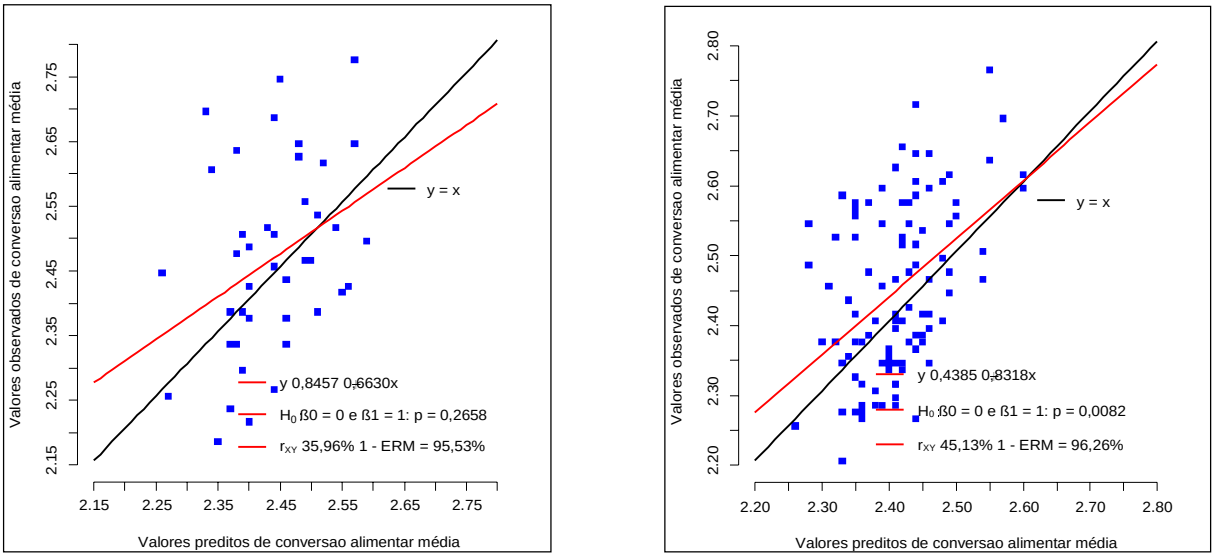
Figuras 7 e 8. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos PMF_F (esquerda) e PMF_G (direita) de previsão do peso médio final (PMF) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de PMF (em vermelho)

Para os modelos de predição da CA, dos oito modelos ajustados, sete apresentaram-se válidos para a falta de tendência, pois na dispersão dos pontos no gráfico, os resultados do teste para a hipótese de nulidade conjunta H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$ apresentaram probabilidade de significância maior que o erro alfa estabelecido ($p > 0,05$). Apenas a equação CA_B apresentou tendência, com presença de erros sistemáticos, não sendo possível sua validação (Tabela 6 e Figuras 9 a 16).

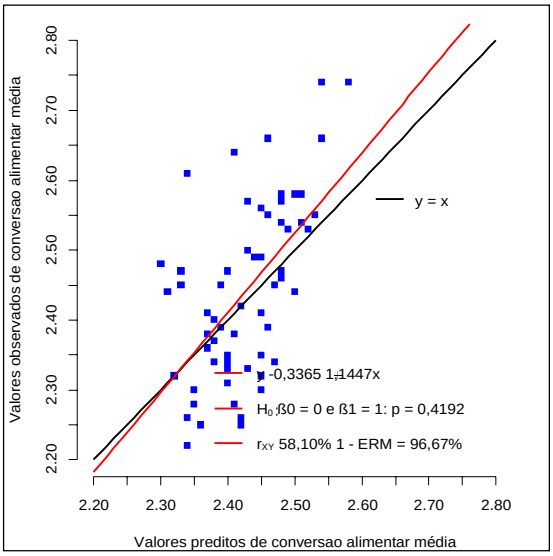
Tabela 6. Modelos de 1º grau dos valores observados (Y) em função dos valores preditos de conversão alimentar média do lote no final da criação (X) de suínos em crescimento e terminação, de acordo com o período do ano (P) e o tamanho de granja (TG), e valores de coeficiente de determinação (R^2), probabilidade de significância (p) para as hipóteses H_0: $\beta_1 = 0$ e H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, erro relativo médio (ERM), desvio-padrão (entre parênteses), e relação lógica entre coeficiente de correlação de *Pearson* (r_{XY}) e percentual médio de acerto do modelo (1 - ERM)[1]

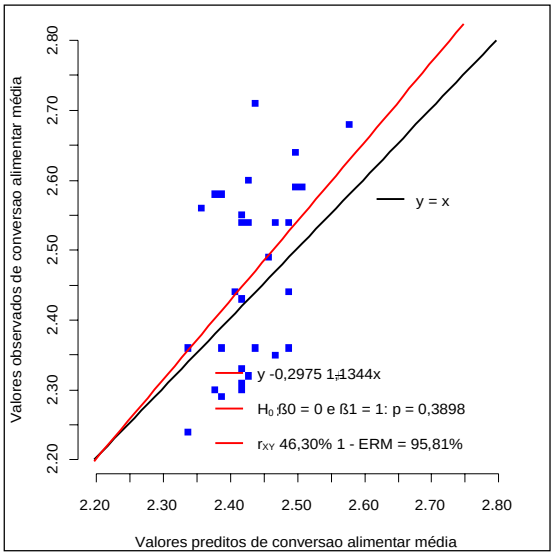
P	TG	Modelo de 1º grau	n	p	Tendência (p)	R^2 (%)	ERM (%)	Precisão (%)
				H_0: $\beta_1 = 0$	H_0: $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$			r_{XY}: (1-ERM)
P_1	TG_1	$Y_A = 0,8457+0,6630X$	41	0,0209	0,2658	12,9	4,47 (3,28)	35,96 < 95,53
P_1	TG_2	$Y_B = 0,4385+0,8318X$	102	<0,0001	0,0082	20,3	3,74 (2,54)	45,13 < 96,26
P_1	TG_3	$Y_C = -0,3365+1,1447X$	62	<0,0001	0,4192	33,7	3,33 (2,45)	58,10 < 96,67
P_1	TG_4	$Y_D = -0,2975+1,1344X$	30	0,0100	0,3898	21,4	4,19 (2,26)	46,30 < 95,81
P_2	TG_1	$Y_E = 0,0318+0,9909X$	30	0,0007	0,9166	34,2	3,77 (2,86)	58,51 < 96,23
P_2	TG_2	$Y_F = 0,4999+0,7968X$	65	<0,0001	0,4289	23,4	3,47 (2,77)	48,39 < 96,53
P_2	TG_3	$Y_G = -0,9277+1,3619X$	56	<0,0001	0,0524	51,6	3,27 (2,14)	71,83 < 96,73
P_2	TG_4	$Y_H = -0,0024+0,9988X$	27	0,0040	0,9616	28,6	3,32 (2,43)	53,50 < 96,68

[1]P_1: período de novembro a abril; P_2: período de maio a outubro; TG_1: granja com até 1000 suínos alojados; TG_2: granja com 1001 a 2000 alojados; TG_3: granja com 2001 a 3000 alojados; TG_4: granja com mais de 3000 alojados; n = pares de observações da amostra.

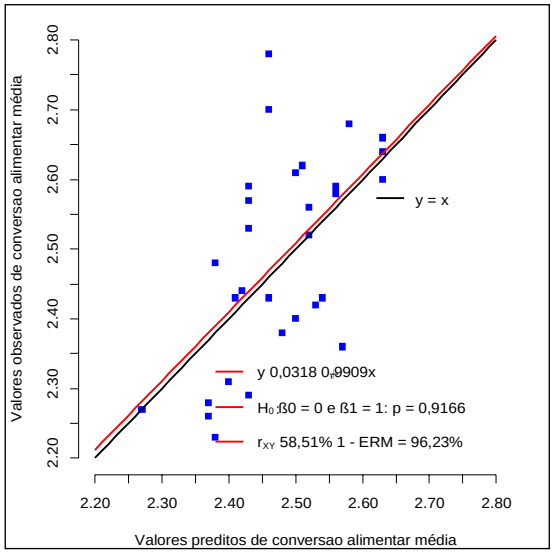


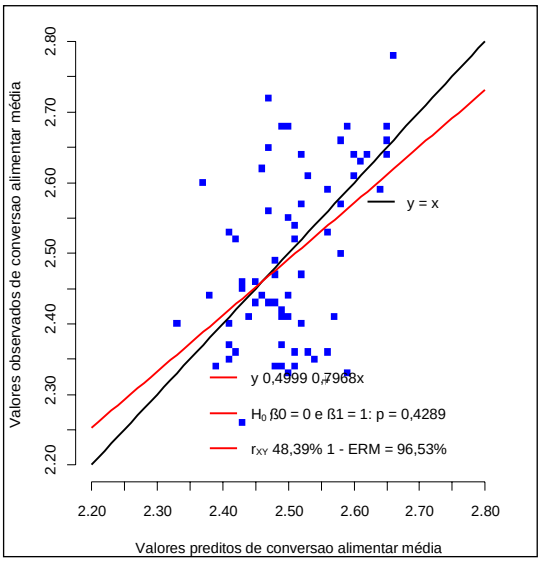
Figuras 9 e 10. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_A (esquerda) e CAM_B (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de CAM (em vermelho)



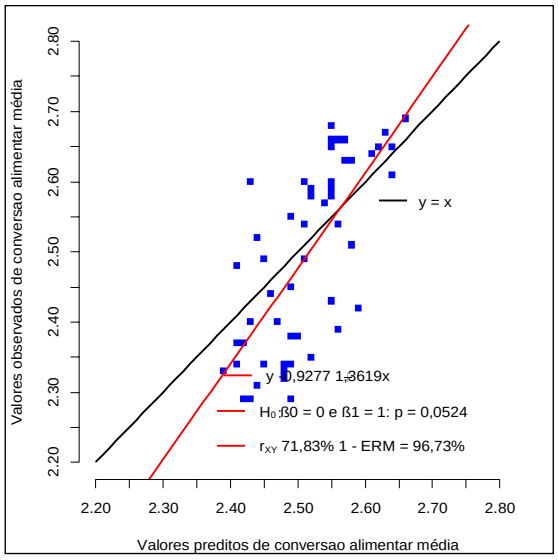


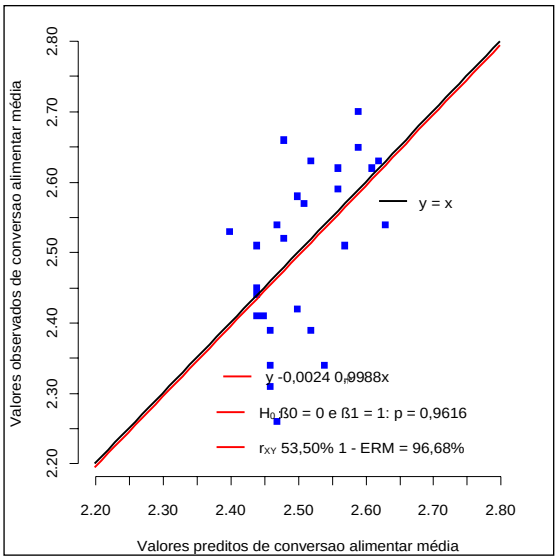
Figuras 11 e 12. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_C (esquerda) e CAM_D (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de CAM (em vermelho)





Figuras 13 e 14. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_E (esquerda) e CAM_F (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de CAM (em vermelho)





Figuras 15 e 16. Análise gráfica da avaliação do teste de validação dos modelos CAM_G (esquerda) e CAM_H (direita) de previsão da conversão alimentar média (CAM) de lotes de suínos em crescimento e terminação: Reta da condição ideal (em preto) e modelos de 1º grau dos valores observados sobre os preditos de CAM (em vermelho)

Todos os modelos de predição da conversão alimentar média dos lotes de suínos apresentaram-se bastante imprecisos, pois as correlações entre valores observados e preditos de CAM foram menores do que o respectivo índice médio de acerto do modelo ($1 - ERM_i$). Esses resultados mostraram que a nuvem de pontos está dispersa e distante da reta de 1° grau ajustado, indicando a presença de erros aleatórios.

A identificação da origem da falta de precisão, decorrente da falta de reprodutibilidade de medidas, pode ser melhor estudada pela avaliação do quadrado médio do erro de predição (QMEP), ou erro quantitativo médio, obtido por $QMEP = \frac{\sum_{i=1}^{n}(CAMO_i - CAMP_i)^2}{n}$. O QMEP, uma medida de acurácia dos modelos, pode ser decomposto em três componentes ortogonais: quadrado da diferença entre médias (QDM), em que $QDM = (\bar{X} - \bar{Y})^2$, também conhecido pelo viés quadrático de média; quadrado da diferença entre desvios-padrão (QDDP), em que $QDDP = (\sigma_X - \sigma_Y)^2$, conhecido por viés de desvio-padrão; e falta de correlação positiva ponderada pelos desvios-padrão (FCP), em que $FCP = 2 \times (1 - r_{XY}) \times \sigma_X \times \sigma_Y$.

Uma maior proporção para QDDP ou FCP permite inferir que a variabilidade nas amostras de valores observados ou nas amostras de valores preditos está elevada e enviesada, permitindo diagnosticar a causa principal da falta de precisão, ou seja, imprecisão devido a variabilidades elevadas ou devido a uma baixa associação entre observados e preditos (DHANOA et al., 1999; OLIVEIRA; WARPECHOWSKI, 2009; KOBAYASHI; SALAM, 2000).

5 CONCLUSÕES

Os modelos de predição do peso médio final de suínos alojados em lotes com até 1000 e com mais de 3000 animais, no período de maio a outubro, e todos os modelos de predição da conversão alimentar, à exceção do modelo ajustado para granjas com 1001 a 2000 animais, no período de novembro a abril, não apresentam erros sistemáticos na predição ou na tendenciosidade.

Todos os modelos de predição do peso médio final do lote e da conversão alimentar média do lote no final da criação de suínos em crescimento e em terminação apresentam ausência de reprodutibilidade nas mensurações, com erros aleatórios de grande magnitude.

Com base nos critérios conjuntos de tendenciosidade e precisão, os modelos de predição do peso médio final e da conversão alimentar de lotes de suínos em crescimento e em terminação não são válidos para a utilização na prática zootécnica.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A utilização de modelos para predição de índices zootécnicos é uma ferramenta de auxílio à suinocultura nas tomadas de decisões, desde que sejam seguidos critérios estatísticos na formação de banco de dados, no ajuste de modelos de regressão linear múltipla e nos testes para avaliação da tendenciosidade e da precisão dos modelos.

Para a utilização de modelos de predição na prática da produção, é fundamental considerar a quantidade de preditoras, a facilidade para mensurá-las, a ausência ou a presença mínima de colinearidade entre as regressoras e a validação dos modelos ajustados em pelo menos uma amostra independente.

Mais estudos devem ser realizados visando a realização de um maior número de testes para avaliação da tendenciosidade e da precisão dos modelos estimados no presente estudo, além do aprimoramento dos procedimentos de predição, com a utilização de outros métodos de estimação de parâmetros dos modelos, inclusive aqueles que levam em conta a estrutura de correlação entre as regressoras e a ocorrência de erros de mensuração nas regressoras.

REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CRIADORES DE SUÍNOS - ABCS. **Produção de suínos**: teoria e prática / Coordenação editorial; Coordenação Técnica da Integral Soluções em Produção Animal. Brasília, DF, 2014.

BARCELLOS, D.E.; BORTOLOZZO, F.P.; WENTZ, I. et al. **Avanços em sanidade, produção e reprodução de suínos.** Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Setor de Suínos, p.267-284, 2015.

BORGES, D.S.; AGOSTINI, P.S.; PIEROZAN, C.R. et al. Caracterização dos fatores de produção e uso de modelos matemáticos para estimar sua influência sobre o consumo diário de ração e a conversão alimentar de suínos nas fases de crescimento e terminação. **Arquivos Brasileiros de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.70, n.1, p.263-271, 2018.

BROOM, D.M.; MOLENTO, C.F.M. Bem-estar animal: conceito e questões relacionadas. **Archives of Veterinary Science**, v.9, n.2, p.1-11, 2004.

BULLIET, R. **Hunters, herders and hamburgers***:* the past and future of human-animal relationships. New York: Columbia University Press, 2005.

CASTILHA, L.D.; POZZA, P.C.; KLOSOWSKI, E.S. et al. Modelos matemáticos para predição dos valores energéticos do milho para suínos. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.12, n.2, p.456-467, 2011.

CASTILHO, R.A.; POZZA, P.C.; OLIVEIRA, N.T.E. et al. Equations to predict the metabolizable energy of meat and bone meal for growing pigs. **Revista Ciência Agrotecnologia**, v.39, n.6, p.565-573, 2015.

DHANOA, M.S.; LISTER, S.J.; FRANCE, J. et al. Use of mean square prediction error analysis and reproducibility measures to study near infrared calibration equation performance. **Journal Near Infrared Spectroscopy**, v.7, p.133-143, 1999.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. **Estatísticas/ Desempenho da produção**. 2017. Disponível em: <https://www.embrapa.br/suinos-e-aves/cias/estatisticas> Acesso em: 18/02/2019.

FERGUSON, N.S.; LAVERS, G.A.; GOUS, R.M. The effect of stocking density on the responses of growing pigs to dietary lysine. **Journal of Animal Science**, v.73, p.459-469, 2001.

FLORES, J.; KARDEC, A.; SEIXAS, E. **Gestão estratégica e indicadores de desempenho**. Rio de Janeiro: Quality Mark, 2002. 98p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Estatística da produção pecuária**. 2018. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Pecuaria/Fasciculo_Indicadores_IBGE/abateleitecouroovos_201801caderno.pdf> Acesso em: 22/02/2019.

KOBAYASHI, K.; SALAM, M.U. Comparing simulated and measured values using mean squared deviation and its components. **Agronomy Journal**, v.92, p.345-352, 2000.

LIMA JUNIOR, P.; SILVA, M.T.X.; SILVEIRA, F.L. et al. **Laboratório de mecânica:** subsídios para o ensino de Física fundamental. Porto Alegre: UFRGS, Instituto de Física, 2013. 107p.

LOPES J.B.; VITTI, D.M.S.S.; ABDALLA, A.L. et al. Modelo do fluxo biológico do fósforo de fontes de fosfato em suínos, usando o 32P como marcador. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.30, n.1, p.165-173, 2001.

MÁFIA, R.G.; FERREIRA, M.A.; BINOTI, D.H.B. et al. Procedimento estatístico de escalas diafragmáticas na quantificação de doenças**. Revista Árvore**, v.35, n.2, p.199-204, 2011.

MASCARENHAS, A.G.; DONZELE, J.L.; OLIVEIRA, R.F.M. et al. Fontes e níveis de energia digestível em rações para suínos machos inteiros dos 60 aos 100 kg. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.31, n.3, p.1403-1408, 2002.

MIELE, M.; FISCHER, A. Custo de Produção, Geração de Caixa e Retorno sobre o Investimento: Uso de Indicadores Simplificados na Integração em Suínos e Aves. Disponível em <https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/159591/1/Cot5441.pdf.> Acesso em: 08/12/2019.

MONICO, J.F.G.; PÓZ, A.P.D.; GALO, M. et al. Acurácia e precisão: revendo os conceitos de forma acurada. **Boletim de Ciências Geodésicas**, v.15, n.3, p.469-483, 2009.

MONTGOMERY, D.C.; PECK, E.A.; VINING, G.G. **Introduction to Linear Regression Analysis**. 4th ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2006. 612p.

NASCIMENTO G.A.J.; RODRIGUES, P.B.; FREITAS, R.T.F. et al. Equações de predição para estimar os valores de EMAn de alimentos proteicos para aves utilizando meta-análise. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, n.10, p. 2172-2177, 2011.

OLIVEIRA, J.V.; YUS, E.; GUITIAN, J.; Effects of management, environmental and temporal factors on mortality and feed consumption in integrated swine fattening farms. **Livestock Science**, v.123, n.2, p. 221-229, 2009.

OLIVEIRA, N.T.E.; POZZA, P.C.; CASTILHA, L.D. et al. Metabolizable energy in energy food for growing pigs and cross-validation regression models. **Revista Ciência Agronômica**, v.49, n.1, p.150-158, 2018.

OLIVEIRA, N.T.E.; POZZA, P.C.; CASTILHA, L.D. et al. Metabolisable energy prediction in energy feedstuffs and evaluation of the stepwise validation procedure using bootstrapping. **Revista Ciência Agronômica**, v.50, n.1, p.131-139, 2019.

OLIVEIRA, V.; WARPECHOWSKI, M. Avaliação de modelos para predição da energia metabolizável do milho para aves. **Ciência Rural**, v.39, n.5, p.1514-1520, 2009.

PANDORFI, H.; ALMEIDA, G.L.P.; GUISELINI, C.; Zootecnia de precisão: princípios básicos e atualidades na suinocultura. **Revista Brasileira Saúde e Produção Animal**, v.13, n.2, p.558-568, 2012.

PANZARDI, A.; MARQUES, B.M.F.P.P.; HEIM, G. et al. Fatores que influenciam o peso do leitão ao nascimento. **Acta Scientiae Veterinariae**, v.37, n.1, p.49-60, 2009.

PELIZZERI, R.N.; POZZA, P.C.; OLIVEIRA, N.T.E. et al. Avaliação de modelos de predição da energia metabolizável do milho para suínos. **Arquivos Brasileiros de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.65, n.2, p.460-468, 2013.

PIEROZAN, C.R.; AGOSTINI, P.S.; GASA, J. et al. Factors affecting the daily feed intake and feed conversion ratio of pigs in grow-finishing units: the case of a company. **Porcine Health Management**, v.7, n.2, p.1-8, 2016.

POZZA, P.C.; GOMES, P.C.; DONZELE, J.L. et al. Composição química, digestibilidade e predição dos valores energéticos da farinha de carne e ossos para suínos. **Acta Scientiarum Animal Science**, v.30, n.1, p.33-40, 2008.

REHFELDT, C.; KUHN, G. Consequences of birth weight for postnatal growth performance and carcass quality in pigs as related tomyogenesis. **Journal of Animal Science,** v.84, p. 113-123, 2006.

SAS INSTITUTE INC. SAS University Edition: installation guide for Windows. Cary: SAS Institute, 2014.

SILVA, C.A.; AGOSTINI, P.S.; GASA, J. **Uso de modelos matemáticos para analisar a influência de fatores de produção sobre a mortalidade e desempenho de suínos de terminação.** In: BARCELLOS, D.E.; BORTOLOZZO, F.P.; WENTZ, I.;BERNARDI, M.L. (Ed.). Avanços em sanidade, produção e reprodução de suínos. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Setor de Suínos, 2015. p.267-284.

SILVA, C.A.; AGOSTINI, P.S.; CALLEGARI, M.A. et al. Fatores que afetam o desempenho de suínos nas fases de crescimento e terminação. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.51, n.10, p.1780-1788, 2016.

SOUZA, J.C.; WOLF, J.; MALHADO, C.H.M. et al. Estudo do peso ao nascimento, desmame e ganho de peso de suínos criados no oeste do estado do Paraná. **Revista Acadêmica: ciências agrárias e ambientais**, v.2, n.1, p.35-40, 2004.

TEDESCHI, L.O.; FOX, D.G.; SAINZ, R.D. et al. Modelos matemáticos na nutrição de ruminantes. **Scientia Agrícola**, v.62, n.1, p.76-91, 2005.

TOKACH, M.; GOODBAND, B.; DE ROUCHEY, J. et al. Key measures of performance in the growing finishing barn for informed decision making. Disponível em <https://www.londonswineconference.ca/images/pdfs/2007/2007.pdf.> Acesso em: 01/08/2019.

VITTI, D.M.S.S.; KEBREAB, E.; LOPES, J.B. et al. A kinetic model of phosphorus metabolism in growing. **Journal of Animal Science,** v.78, p.2706-2712, 2000.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Banco de dados utilizado para o ajuste de modelos de predição.

Tabela 1A. Estatísticas descritivas gerais de índices zootécnicos de 662 lotes de suínos em crescimento e terminação, independente do período do ano e do tamanho de granja, utilizados para estimar a equação de regressão da conversão alimentar média dos lotes de suínos

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,41	0,136	0,005	1,90	2,79	5,62
PMF (kg)	111,26	10,59	0,411	72,60	150,60	9,52
NA	1.658,67	1.112,60	43,24	300	6.656	67,08
PMA (kg)	18,83	4,37	0,170	5,70	28,40	23,20
IMF (dias)	162,77	10,67	0,415	118,00	207,00	6,55
CCD (kg)	2,14	0,159	0,006	1,565	2,587	7,43
IMA (dias)	59,37	6,75	0,262	21,00	72,00	11,37

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 2A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 100 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de novembro a abril em granjas com até 1000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,415	0,118	0,012	2,18	2,71	4,87
PMF (kg)	107,92	9,99	0,999	80,40	137,50	9,26
NA	710,07	166,18	16,62	310	1.000	23,40
PMA (kg)	19,01	5,32	0,532	5,90	27,80	28,00
IMF (dias)	161,18	9,14	0,914	139,00	187,00	5,67
CCD (kg)	2,11	0,153	0,015	1,727	2,406	7,25
IMA (dias)	60,20	8,11	0,811	21,00	71,00	13,48

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 3A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 129 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de novembro a abril em granjas com 1001 a 2000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,369	0,119	0,010	1,97	2,65	5,01
PMF (kg)	108,24	9,79	0,862	72,60	131,40	9,04
NA	1.428,05	290,78	25,60	1.004	2.000	20,36
PMA (kg)	19,03	3,94	0,347	10,30	25,30	20,69
IMF (dias)	158,98	9,26	0,815	130,00	177,00	5,82
CCD (kg)	2,11	0,153	0,014	1,630	2,388	7,28
IMA (dias)	59,30	5,91	0,521	41,00	70,00	9,97

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 4A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 50 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de novembro a abril em granjas com 2001 a 3000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,34	0,098	0,014	2,11	2,59	4,18
PMF (kg)	110,55	10,02	1,417	82,60	129,10	9,07
NA	2.445,96	343,82	48,62	2.006	2.998	14,06
PMA (kg)	17,15	2,66	0,376	13,10	22,30	15,52
IMF (dias)	158,62	7,88	1,114	136,00	172,00	4,97
CCD (kg)	2,13	0,122	0,017	1,905	2,470	5,74
IMA (dias)	56,38	4,43	0,627	48,00	65,00	7,86

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 5A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 27 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de novembro a abril em granjas com mais de 3000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,30	0,127	0,024	1,90	2,52	5,50
PMF (kg)	109,19	7,37	1,419	94,80	121,80	6,75
NA	4.283,22	843,94	162,42	3.011	6.656	19,70
PMA (kg)	17,73	3,39	0,653	13,20	23,50	19,14
IMF (dias)	159,11	6,67	1,284	148,00	173,00	4,19
CCD (kg)	2,06	0,139	0,027	1,565	2,294	6,74
IMA (dias)	57,22	6,40	1,232	48,00	67,00	11,18

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 6A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 125 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de maio a outubro em granjas com até 1000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,48	0,142	0,013	1,95	2,77	5,71
PMF (kg)	112,12	10,52	0,941	78,00	141,50	9,39
NA	716,54	166,80	14,92	300	999	23,28
PMA (kg)	20,37	4,86	0,435	10,30	28,40	23,88
IMF (dias)	165,97	11,49	1,027	130,00	207,00	6,92
CCD (kg)	2,18	0,171	0,015	1,688	2,587	7,86
IMA (dias)	62,10	6,36	0,569	42,00	72,00	10,24

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 7A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 119 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de maio a outubro em granjas com 1001 a 2000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,44	0,146	0,013	1,98	2,79	5,98
PMF (kg)	113,93	12,02	1,102	74,60	150,60	10,55
NA	1.426,36	286,02	26,22	1.001	1.996	20,05
PMA (kg)	19,49	4,32	0,396	6,70	27,60	22,17
IMF (dias)	165,67	12,70	1,164	118,00	204,00	7,66
CCD (kg)	2,18	0,176	0,016	1,614	2,549	8,07
IMA (dias)	60,78	6,85	0,628	24,00	70,00	11,27

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 8A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 71 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de maio a outubro em granjas com 2001 a 3000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,41	0,113	0,013	2,08	2,71	4,71
PMF (kg)	114,25	8,53	1,012	98,30	135,60	7,47
NA	2.489,79	331,62	39,36	2.022	2.999	13,32
PMA (kg)	16,78	3,58	0,424	5,70	24,00	21,30
IMF (dias)	164,31	9,19	1,091	150,00	189,00	5,59
CCD (kg)	2,15	0,120	0,014	1,818	2,407	5,60
IMA (dias)	55,77	6,12	0,726	25,00	66,00	10,97

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.

Tabela 9A. Estatísticas descritivas de índices zootécnicos de 41 lotes de suínos em crescimento e terminação, criados no período de maio a outubro em granjas com mais de 3000 suínos alojados

Variável[1]	Média	DP	EPM	Mínimo	Máximo	CV
CA	2,43	0,134	0,021	2,13	2,75	5,51
PMF (kg)	115,63	11,10	1,733	99,10	138,50	9,60
NA	4.116,78	888,72	138,80	3.025	6.567	21,59
PMA (kg)	17,50	2,52	0,394	12,80	23,80	14,42
IMF (dias)	165,22	10,61	1,656	151,00	189,00	6,42
CCD (kg)	2,18	0,164	0,026	1,782	2,438	7,52
IMA (dias)	56,37	4,52	0,706	49,00	65,00	8,02

[1]CA: conversão alimentar; PMF: peso médio final dos lotes de suínos; NA: número de animais alojados no lote; PMA: peso médio do lote no alojamento; IMF: idade média do lote no final do alojamento; CCD: consumo por cabeça por dia; IMA: idade média do lote no alojamento.